

WORKING PAPER

Wirken sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von deutschen Industrieunternehmen aus?

von
Joachim Wagner

University of Lüneburg
Working Paper Series in Economics

No. 94

August 2008

www.leuphana.de/vwl/papers

ISSN 1860 - 5508

Wirken sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von deutschen Industrieunternehmen aus?

Zahlreiche Studien belegen, dass exportierende Unternehmen eine höhere Produktivität aufweisen als gleich große nicht exportierende Unternehmen aus derselben Branche. Gleichzeitig zahlen Exporteure ihren Mitarbeitern bei identischer Qualifikation höhere Löhne, und sie müssen Extrakosten im Zusammenhang mit den Ausfuhren tragen. Lohnt sich Exporttätigkeit „unter dem Strich“ – oder wird der Produktivitätsvorsprung durch die höheren Kosten ausgeglichen?

Exportierende Unternehmen unterscheiden sich deutlich von Unternehmen, die ihre Produkte ausschließlich im Inland verkaufen. Die Exporteure sind im Durchschnitt größer, produktiver und innovativer, und dies gilt auch innerhalb eng abgegrenzter Industriezweige.¹ Wenn die Exporteure damit in vieler Hinsicht die „besseren“ Firmen sind, dann könnte man auch erwarten, dass sie profitabler sind als die Nicht-Exporteure. Gleichzeitig zeigen aber empirische Studien, dass Beschäftigte in exportierenden Unternehmen höhere Löhne erhalten als gleich qualifizierte Mitarbeiter in nicht exportierenden Unternehmen.² Darüber hinaus ist der Warenexport verglichen mit einem Verkauf im Inland in vielen Fällen mit höheren

* Der Beitrag entstand im Rahmen des Projekts „Exporte und Produktivitätsdynamik in niedersächsischen Industriebetrieben“. Ich danke dem Niedersächsischen Ministerium für Wissenschaft und Kultur für die finanzielle Förderung aus dem Forschungs- und Berufungspool. Alle Berechnungen mit den vertraulichen Unternehmensdaten wurden im Forschungsdatenzentrum der Statistischen Ämter der Länder in Berlin durchgeführt; ich danke Ramona Pohl für die Erstellung des Datensatzes, die Prüfung der umfangreichen Ergebnisausdrucke auf Geheimhaltungsfreiheit und die gewohnt reibungslose Kooperation.

¹ Für Studien mit US-amerikanischen Daten vgl. A. B. B e r n a r d, J. B. J e n s e n, S. J. R e d d i n g und P. K. S c h o t t: Firms in International Trade, in: Journal of Economic Perspectives, Vol. 21(2007), Nr. 3, S.105- 130; eine umfassende Studie mit Daten für europäische Länder ist T. M a y e r und G. I. P. O t t a v i a n o: The Happy Few: The Internationalisation of European Firms. New Facts based on Firm-level Evidence, Brüssel 2007. Befunde für Deutschland finden sich bei A. B. B e r n a r d und J. W a g n e r: Exports and Success in German Manufacturing, in: Review of World Economics, Vo. 133 (1997), S. 134-157 und in J. W a g n e r: Exports and Productivity in Germany, in: Applied Economics Quarterly, Vol 53 (2007), S. 353-373.

² Dies gilt auch bei Kontrolle für beobachtete und unbeobachtete Eigenschaften der Unternehmen und der Beschäftigten; vgl. T. S c h a n k, C. S c h n a b e l und J. W a g n e r: Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, in: Journal of International Economics, Vol 72 (2007), S. 52-74.

Kosten verbunden; hierzu zählen z.B. Kosten der Anpassung der Produkte an abweichende gesetzliche Regelungen im Ausland, die Erstellung von Gebrauchsanweisungen und anderen Unterlagen in einer fremden Sprache, Kosten des Vertragsabschlusses mit einem ausländischen Partner in einer fremden Rechtsordnung oder Transportkosten. Damit kann a priori nicht davon ausgegangen werden, dass der Produktivitätsvorsprung der exportierenden Unternehmen auch zu einem Renditevorsprung führt – ob dies der Fall ist oder nicht, ist eine nur empirisch zu klärende Frage.

Bisher liegen zu dieser Frage weder für Deutschland noch für andere Länder umfassende empirische Befunde vor. Studien aus dem Bereich *International Management* haben den Zusammenhang zwischen Internationalisierung und finanziellem Erfolg von Firmen zwar vielfach untersucht; sie basieren allerdings nur auf der Auswertung von kleinen Querschnittsdatensätzen und sie verwenden unterschiedliche Indikatoren sowohl für die internationale Firmentätigkeit als auch für den Firmenerfolg, so dass sich auf dieser Basis keine belastbaren Aussagen begründen lassen.³

Neue Daten für empirische Analysen

Ein Grund für diesen festgestellten Mangel an mikroökonometrischen Studien zum Einfluss des Exports auf die Unternehmensrendite ist die fehlende Verfügbarkeit geeigneter Daten. Erforderlich sind Datensätze, die Informationen über das Exportverhalten einer großen Anzahl von Firmen und ihre Rentabilität enthalten. Hierbei muss es sich um Paneldaten (also um Informationen zu denselben Firmen für eine Reihe von Jahren) handeln, da nur dann mit entsprechenden Methoden die Wirkungen von zeitinvarianten nicht beobachtbaren Einflussfaktoren auf den Unternehmenserfolg kontrolliert werden können - bei einer ausschließlichen Verwendung von Querschnittsdaten ist dies nicht möglich, und die dann gezogenen Schlussfolgerungen zum Zusammenhang von Exporttätigkeit und Rendite werden dadurch verfälscht.⁴

³ Vgl. hierzu zusammenfassend A. B a u s c h und M. K r i s t: The Effect of Context-Related Moderators on the Internationalization-Performance Relationship: Evidence from Meta.-Analysis, in: *Management International Review*, Vo. 47 (2007), 319-347.

⁴ Die Grundlagen der Analyse von Paneldaten sind Standardstoff in einführenden Lehrbüchern der Ökonometrie; vgl. z. B. J. M. Wooldridge: *Introductory Econometrics*, Mason, OH 2006, S. 448-509.

Bis vor kurzer Zeit lagen solche Daten für Deutschland nicht vor. Ein entsprechender Datensatz konnte aber durch die Kombination von zwei Erhebungen der amtlichen Statistik erstellt werden. Verwendet wurden dafür einerseits die Daten aus dem *Monatsbericht für Betriebe im Bergbau und im Verarbeitenden Gewerbes*, einer Totalerhebung in allen lokalen industriellen Produktionseinheiten, die i. d. R. entweder selbst mindestens 20 tätige Personen aufweisen oder die Teil eines Mehrbetriebsunternehmens mit insgesamt 20 oder mehr tätigen Personen sind. Für dieses Projekt wurden die Angaben über die Monatsmeldungen aggregiert zu Jahresangaben und über die Betriebe von Mehrbetriebsunternehmen aggregiert zu Angaben für Unternehmen. Kombiniert wurden diese Daten mit den Informationen zu den Unternehmen aus der *Kostenstrukturhebung im Verarbeitenden Gewerbe, im Bergbau sowie in der Gewinnung von Steinen und Erden*. Für diese Erhebung wird jährlich eine nach Industrien und Größenklassen geschichtete Stichprobe von rund 18.000 Unternehmen befragt, wobei alle Unternehmen ab 500 Beschäftigten in jeder Befragung erfasst werden und für die kleineren Unternehmen mit 20 bis 499 Beschäftigten eine Stichprobe gezogen wird, die nach vier Jahren durch eine andere ersetzt wird. Die Daten aus beiden Erhebungen wurden über die einheitliche Unternehmensnummer verknüpft; der Datensatz umfasst die Jahre von 1999 bis 2004.⁵

Die Daten aus dem Monatsbericht enthalten u. a. Angaben über die Exporte der Unternehmen; aus den Angaben in der Kostenstrukturhebung lässt sich ein Indikator für die Unternehmensrentabilität berechnen, in dem der Bruttobetriebsüberschuss (die Bruttowertschöpfung zu Faktorkosten abzüglich der Bruttolohn- und Gehaltssumme sowie der vom Unternehmen gezahlten Sozialversicherungsbeiträge) auf die Gesamtleistung des Unternehmens (ohne Mehrwertsteuer und bereinigt um den Saldo der Lagerbestandsveränderungen) bezogen wird. Dieser Wert – ausgedrückt als Prozentwert – wird als Umsatzrendite bezeichnet und bildet den Indikator für die Rentabilität eines Unternehmens.

⁵ Für eine detaillierte Beschreibung des Datenmaterials aus dem Monatsbericht vgl. M. K o n o l d: New Possibilities for Economic Research through Integration of Establishment-level Panel Data of German Official Statistics, in: Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 127 (2007), 321-334. Informationen zur Kostenstrukturhebung finden sich bei M. F r i t s c h, B. G ö r z i g, O. H e n n c h e n und A. S t e p h a n: Cost Structure Surveys for Germany, in: Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 124 (2004), S. 557-566. Die Daten sind vertraulich, können aber von Wissenschaftlern auf der Grundlage eines Nutzungsvertrages innerhalb der Forschungsdatenzentren der Statistischen Ämter ausgewertet werden; vgl. hierzu S. Z ü h l k e, M. Z w i c k, S. S c h a r n h o r s t und T. W e n d e: The research data centres of the Federal Statistical Office and the statistical offices of the Länder, in: Schmollers Jahrbuch / Journal of Applied Social Science Studies, Vol. 124 (2004), S. 567-578.

Deskriptive Befunde

Die Untersuchung der Unterschiede in der Rentabilität zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen wird im Folgenden getrennt für Westdeutschland und Ostdeutschland durchgeführt, da die Exportbeteiligung von ostdeutschen Unternehmen deutlich geringer ist als die von westdeutschen und damit zusammenhängende Unterschiede nicht durch eine gemeinsame Betrachtung verwischt werden sollen.⁶ In einem ersten Schritt sollen, beginnend mit Westdeutschland, deskriptive Befunde zu Renditeunterschieden betrachtet werden.

⁶ Zu den Unterschieden im Exportverhalten von west- und ostdeutschen Firmen vgl. J. W a g n e r: Why more West than East German firms export, University of Lüneburg Working Paper Series in Economics No. 42, March 2007.

Tabelle 1: Rendite in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Westdeutschland (1999 – 2004)¹

Jahr		Anzahl Unternehmen	Mittelwert Rendite	Standard-abweichung Rendite	t-Test auf Unterschiede im Mittelwert der Rendite (p-value) ²	Kolmogorov-Smirnov-Test: Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value) ³
1999	Exporteure	10316	13.13	13.58	0.001	0.001
	Nicht-Exporteure	3722	12.23	13.81		
2000	Exporteure	10321	13.05	13.50	0.000	0.003
	Nicht-Exporteure	3661	11.69	13.64		
2001	Exporteure	9890	12.38	13.69	0.000	0.003
	Nicht-Exporteure	3303	11.13	12.90		
2002	Exporteure	9577	11.85	13.47	0.000	0.000
	Nicht-Exporteure	3086	10.29	13.00		
2003	Exporteure	10396	11.85	13.85	0.000	0.009
	Nicht-Exporteure	2937	10.75	12.91		
2004	Exporteure	10303	12.48	13.98	0.000	0.002
	Nicht-Exporteure	2909	11.39	12.66		

Quelle: Eigene Berechnungen

¹ Die Rendite ist gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung (in Prozent); vgl. Text.

² Der t-Test wird mit der Annahme ungleicher Varianzen der Verteilung der Rendite bei Exporteuren und Nicht-Exporteuren durchgeführt; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

³ Die Rendite wird als Abweichung vom Mittelwert innerhalb eines Industriezweiges (4-Steller) gemessen; vgl. Text. Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

Aus der Tabelle 1 ist zu erkennen, dass zwischen 1999 und 2004 in Westdeutschland rund drei von vier Industrieunternehmen Exporteure waren. Im Mittelwert lag die Rendite der exportierenden Unternehmen in allen hier betrachteten Jahren über den Renditen der nicht exportierenden Unternehmen. Diese Unterschiede im Mittelwert waren nach den Ergebnissen der t-Tests statistisch immer hoch signifikant. Aus ökonomischer Sicht können die Renditedifferenzen als zwar nicht sehr hoch, aber auch als nicht vernachlässigbar klein eingestuft werden, denn sie betrugen durchschnittlich 1,21 Prozentpunkte, was bei einem Renditeniveau in exportierenden Betrieben von durchschnittlich 12,5 Prozent im Betrachtungszeitraum einem Renditevorsprung der Exporteure gegenüber den Nicht-Exporteuren von fast 10 Prozent entspricht.

Bei einem Vergleich der Mittelwerte der Renditen zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen liegt der Fokus der Betrachtung auf einem einzigen Parameter der Renditeverteilung beider Gruppen. Aussagekräftiger in Bezug auf die Fragestellung, ob die Rendite der Exporteure über der Rendite der Nicht-Exporteure liegt, ist ein Vergleich der Renditeverteilungen zwischen beiden Gruppen von Unternehmen insgesamt. Ferner ist zu bedenken, dass exportierende und nicht exportierende Unternehmen nicht gleichmäßig auf die unterschiedlichen Industriezweige verteilt sind, und dass daher auch Renditeunterschiede zwischen Industriezweigen, die unabhängig von einer Exporttätigkeit (z.B. aufgrund von Unterschieden in der Wettbewerbsintensität oder von staatlichen Eingriffen) bestehen, eine Rolle spielen können. In einem weiteren Schritt wird daher ein Kolmogorov-Smirnov-Test auf stochastische Dominanz erster Ordnung der Renditeverteilung für exportierende Unternehmen über die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen durchgeführt.⁷ Dabei wird der individuelle Renditewert jedes Unternehmens jeweils als Abweichung vom Mittelwert der Rendite innerhalb eines 4-Steller-Industriezweigs gemessen und so für die Unterschiede im Renditeniveau zwischen den Industrien kontrolliert. Die Ergebnisse in der letzten Spalte der Tabelle 1 zeigen sehr deutlich, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer

⁷ Vgl. zum Kolmogorov-Smirnov-Test auf stochastische Dominanz erster Ordnung W. J. C o n o v e r: Practical Nonparametric Statistics. Third Edition. New York etc. 1999, S. 456ff.

Irrtumswahrscheinlichkeit von deutlich unter einem Prozent nicht abgelehnt werden kann.

Für Westdeutschland deuten die deskriptiven Befunde also deutlich darauf hin, dass Exportaktivitäten mit einer höheren Unternehmensrendite verbunden sind.

Tabelle 2 zeigt, dass dies in Ostdeutschland anders ist.

Tabelle 2: Rendite in exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen in Ostdeutschland (1999 – 2004)¹

Jahr		Anzahl Unternehmen	Mittelwert Rendite	Standard-abweichung Rendite	t-Test auf Unterschiede im Mittelwert der Rendite (p-value) ²	Kolmogorov-Smirnov-Test: Verteilung der Rendite der Exporteure dominiert die der Nicht-Exporteure (p-value) ³
1999	Exporteure	1404	10.72	15.82	0.000	0.985
	Nicht-Exporteure	1325	12.95	14.16		
2000	Exporteure	1413	11.79	14.46	0.773	0.800
	Nicht-Exporteure	1227	11.95	13.51		
2001	Exporteure	1337	11.55	13.68	0.995	0.614
	Nicht-Exporteure	1108	11.55	13.47		
2002	Exporteure	1292	11.70	13.98	0.477	0.721
	Nicht-Exporteure	1006	11.40	12.67		
2003	Exporteure	1499	11.63	15.95	0.275	0.385
	Nicht-Exporteure	1058	12.25	12.61		
2004	Exporteure	1459	11.58	14.40	0.461	0.873
	Nicht-Exporteure	1032	11.98	12.41		

Quelle: Eigene Berechnungen

¹ Die Rendite ist gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung (in Prozent); vgl. Text.

² Der t-Test wird mit der Annahme ungleicher Varianzen der Verteilung der Rendite bei Exporteuren und Nicht-Exporteuren durchgeführt; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

³ Die Rendite wird als Abweichung vom Mittelwert innerhalb eines Industriezweiges (4-Steller) gemessen; vgl. Text. Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese, dass die Verteilung der Rendite der exportierenden Unternehmen die Verteilung der Rendite der nicht exportierenden Unternehmen stochastisch dominiert, bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann.

In Ostdeutschland, wo nur etwas mehr als jedes zweite Unternehmen exportiert, lag der Mittelwert der Rendite im Betrachtungszeitraum nur im Jahr 2002 (sehr knapp) über dem entsprechenden Wert der nicht exportierenden Unternehmen. Die Unterschiede in der Rendite zwischen beiden Gruppen sind allerdings im Mittelwert nur im ersten hier betrachteten Jahr statistisch auf einem üblichen Fehlniveau signifikant von Null verschieden. Auch der Kolmogorov-Smirnov-Test zeigt keine stochastische Dominanz erster Ordnung der Renditeverteilung der Exporteure über die Verteilung der Rendite der Nicht-Exporteure.⁸

Damit haben wir ein erstes Zwischenfazit: Deskriptive Befunde deuten darauf hin, dass westdeutsche exportierende Unternehmen eine höhere Rendite aufweisen als nicht exportierende Unternehmen, während dies in Ostdeutschland nicht der Fall ist.

Renditeprämien für Exportaktivitäten

Der nächste Schritt in der empirischen Untersuchung besteht in der Schätzung von so genannten Renditeprämien für Exportaktivitäten, die den zwischen exportierenden und nicht exportierenden Unternehmen bestehenden Unterschied in der Rendite messen, wobei für weitere zwischen den Unternehmen variierende Einflussfaktoren kontrolliert wird. Hierfür werden die Daten über die Jahre 1999 bis 2004 gepoolt und es werden Regressionsmodelle mit der Rendite als endogener Variable sowie mit Indikatoren für die Exporttätigkeit und weiteren Kontrollvariablen als exogenen Variablen geschätzt. Die Exporttätigkeit wird hierbei auf vier verschiedene Arten abgebildet, und zwar

- als Dummy-Variable, die den Wert Eins für Exporteure und den Wert Null für Nicht-Exporteure annimmt (Modell 1),
- als Exportanteil am Umsatz (Modell 2),
- als Exportanteil am Umsatz und zusätzlich als quadrierter Exportanteil am Umsatz (Modell 3),
- als Exportanteil am Umsatz, als quadrierter Exportanteil am Umsatz und zusätzlich als kubischer Exportanteil am Umsatz (Modell 4).

Alle Modelle enthalten zusätzlich die Anzahl tätiger Personen (auch als quadrierten Wert), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten, einen vollständigen Satz von Interaktionstermen zwischen

⁸ Dies gilt auch umgekehrt für eine Dominanz der Verteilung der Rendite der Nicht-Exporteure über die der Exporteure; die p-values liegen hier zwischen 0.133 für 1999 und 0.628 für 2002.

Dummy-Variablen für 4-Steller-Industriezweige und Jahre sowie eine Konstante. Diese Variablen berücksichtigen Renditeunterschiede, die mit der Unternehmensgröße, mit der Technologieintensität, mit dem Industriezweig und mit einzelnen Jahren zusammen hängen. Ferner werden fixe Unternehmenseffekte aufgenommen, die für unbeobachtete (und möglicher Weise mit dem Export korrelierte) und über den Beobachtungszeitraum konstante Unterschiede zwischen den Unternehmen (zum Beispiel in der Qualität des Managements) kontrollieren. Da im Datensatz in einigen Fällen sehr hohe bzw. sehr niedrige Renditewerte enthalten sind, deren Ursachen sich aus Datenschutzgründen nicht herausarbeiten lassen, werden alle Modelle ohne die Beobachtungen mit dem jeweils höchsten bzw. niedrigsten Prozent der Renditeverteilung geschätzt.⁹

Im Modell 1 gibt der geschätzte Regressionskoeffizient der Dummy-Variablen den *ceteris paribus* (d.h. bei Kontrolle der von den anderen im Modell berücksichtigten Faktoren) beobachteten Unterschied in der Rendite zwischen Exporteuren und Nicht-Exporteuren an. Der Koeffizient der Variable Exportanteil am Umsatz in Modell 2 zeigt entsprechend, um wie viele Prozentpunkte sich *ceteris paribus* die Rendite eines Unternehmens verändert, wenn der Exportanteil am Umsatz um einen Prozentpunkt höher ausfällt. Modell 3 überprüft, ob der Zusammenhang zwischen dem Exportanteil am Umsatz und der Rendite durch eine Parabel beschrieben werden kann – ob es z.B. einen umgekehrt U-förmigen Verlauf gibt, bei dem mit steigender Exportquote zunächst eine steigende Rendite zu beobachten ist, die dann bei einem bestimmten Exportanteil am Umsatz ein Maximum erreicht und die anschließend bei weiter steigender relativer Bedeutung der Ausfuhren sinkt. Das Vorliegen eines solchen „Schwellenwertes“ wird vielfach mit ansteigenden Koordinationskosten begründet, die dann die positiven Effekte eines steigenden Exportanteils am Umsatz ab einem Punkt überkompensieren. Modell 4 testet, ob der Zusammenhang zwischen der Rendite und dem Exportanteil am Umsatz die Form eines „liegenden S“ hat, also bei niedrigen Exportanteilen zunächst niedrige Renditen zu beobachten sind (da hier der Einfluss der Kosten überwiegt), später dann ansteigende und schließlich wieder fallende.

⁹ Ergebnisse von Modellschätzungen mit Daten für alle Unternehmen sowie ohne Berücksichtigung fixer Betriebseffekte sind beim Verfasser erhältlich.

Die geschätzten Regressionskoeffizienten der Exportvariablen aus den vier Modellen für Westdeutschland und Ostdeutschland sind in der Tabelle 3 abgedruckt.¹⁰ Für Westdeutschland zeigt sich ein klares Bild, nach dem zwischen der Exporttätigkeit als solcher und der Rendite bei Kontrolle für die anderen im Modell 1 berücksichtigten Variablen kein statistisch signifikanter Zusammenhang besteht, dass aber nach den Ergebnissen der Schätzung von Modell 2 die Rendite um so höher ausfällt, je höher der Exportanteil am Umsatz ist. Für einen quadratischen oder kubischen Zusammenhang liefern die Schätzungen der Modelle 3 und 4 keinen Anhaltspunkt. Eine Erhöhung der Exportquote um zehn Prozentpunkte ist demnach mit einer um 0,3 Prozentpunkte höheren Rendite verbunden. Exportiert ein Unternehmen die Hälfte seines Umsatzes, dann ist nach dieser Schätzung seine Rendite um 1,5 Prozentpunkte höher als bei einem sonst gleichen nicht exportierenden Unternehmen. Diese geschätzte statistisch signifikante und aus ökonomischer Sicht zwar nicht sehr hohe, aber auch nicht vernachlässigbar kleine Renditeprämie entspricht den oben vorgestellten Ergebnissen aus den deskriptiven Analysen.

¹⁰ Tabellen mit den vollständigen Schätzergebnissen der Modelle sind beim Verfasser erhältlich.

Tabelle 3: Renditeprämien für Exportaktivitäten in West- und Ostdeutschland¹

Exogene Variable	Modell	1	2	3	4
Westdeutschland					
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β	0.260			
	p	0.258			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β		0.0299	0.0162	
	p		0.000	0.243	0.128
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β			0.00017	-
	p			0.304	0.462
Exportanteil am Umsatz (kubisch)	β				5.22e-6
	p				0.320
Ostdeutschland					
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β	-0.658			
	p	0.095			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β		0.0085	-0.0455	-
	p		0.500	0.111	0.270
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β			0.00077	
	p			0.045	0.481
Exportanteil am Umsatz (kubisch)	β				-
	p				0.850

Quelle: Eigene Berechnungen

¹ Geschätzte Koeffizienten aus Regressionsmodellen mit der Unternehmensrendite (gemessen als Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent) als endogener Variable und den jeweils in den Modellen 1 bis 4 enthaltenen Exportvariablen als exogenen Variablen. Alle Modelle enthalten zusätzlich die Anzahl tätiger Personen (auch als quadrierten Wert), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten, einen vollständigen Satz von Interaktionstermen zwischen Dummy-Variablen für 4-Steller-Industriezweige und Jahre (1999 – 2004) sowie eine Konstante. Die Modelle wurden mit gepoolten Daten für 1999 bis 2004 (unbalanced panel) und mit Berücksichtigung von fixen Unternehmenseffekten geschätzt. Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen. Ergebnistabellen mit den vollständigen Schätzungen dieser und alternativer Modelle ohne fixe Unternehmenseffekte und ohne den Ausschluss der Unternehmen mit extrem hohen bzw. extrem niedrigen Renditewerten sind beim Verfasser erhältlich.

Für Ostdeutschland zeigen die geschätzten Koeffizienten der Exportvariablen in Tabelle 3 keinen statistisch signifikanten Zusammenhang zwischen der Unternehmensrendite und dem Anteil der Ausfuhren am Umsatz. Auch hier stimmen die Ergebnisse der Renditeschätzungen mit den Befunden aus den deskriptiven Analysen überein.

Werden renditestarke Unternehmen Exporteure?

Aus den deskriptiven Analysen und aus den mikroökonomischen Modellschätzungen haben wir damit deutliche Hinweise auf einen positiven Zusammenhang zwischen Exportaktivitäten und Rendite in westdeutschen (aber nicht in ostdeutschen) Industriebetrieben. Weder die t-Test und die Kolmogorov-Smirnov-Tests noch die Regressionsanalysen sagen aber etwas über die Richtung der Kausalität dieses Zusammenhangs aus. Ob Exporte die Rendite erhöhen oder ob eine höhere Rendite die Exportneigung steigert oder ob beides der Fall ist, diese Frage lässt sich so nicht beantworten.

Für eine Selbst-Selektion profitablerer Unternehmen in Exportaktivitäten könnte sprechen, dass der Schritt auf Exportmärkte zunächst einmal mit Kosten verbunden ist, die vor eventuellen später einmal anfallenden Erträgen zu tragen sind. Diese Kosten können höher rentable Unternehmen leichter tragen als Unternehmen mit einer niedrigeren Rendite. Die umfangreiche Literatur zum Zusammenhang von Exporten und Produktivität hat deutlich gemacht, dass exportierende Firmen nicht nur bei einer Betrachtung im Querschnitt produktiver sind als nicht exportierende Firmen, sondern dass sie bereits in den Jahren vor dem Exportstart produktiver waren als Firmen, die in den Folgejahren nicht mit dem Export begonnen haben.¹¹ Ob sich ein entsprechender Zusammenhang auch für die Rendite und den Exportstart zeigt, kann mit den vorliegenden Daten überprüft werden, indem zwei Gruppen von Unternehmen miteinander verglichen werden, nämlich

- Unternehmen, die in einem Zeitraum von drei Jahren ($t-3$ bis $t-1$) nicht exportiert haben und die im Jahr t mit dem Export beginnen (Exportstarter der Jahreskohorte t),
- Unternehmen, die im gesamten Zeitraum von vier Jahren ($t-3$ bis t) nicht exportiert haben (Nicht-Starter der Jahreskohorte t).

¹¹ Vgl. den Überblick hierzu bei J. W a g n e r: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data, in: The World Economy, Vol. 30 (2007), S. 60-82.

Ein Vergleich der Rendite von Exportstartern und Nicht-Startern einer Kohorte im Jahr $t-3$ (also drei Jahre bevor ein Teil dieser Unternehmen mit dem Export beginnt) zeigt dann, ob Hinweise auf eine Selbst-Selektion renditestarker Unternehmen in Exportaktivitäten vorliegen oder nicht.

Da unsere Daten die Jahre 1999 bis 2004 umfassen, können die Kohorten der Jahrgänge 2002, 2003 und 2004 untersucht werden. Die Tabellen 4 und 5 enthalten die Ergebnisse für Westdeutschland bzw. Ostdeutschland. In beiden Fällen sind die Kohorten der Starter recht klein. Die Rendite der Starter ist im Durchschnitt fast immer geringer als die der Nicht-Starter, der Unterschied ist aber niemals auf einem Fehlniveau von 5 Prozent statistisch signifikant. Auch der Kolmogorov-Smirnov-Test zeigt keine signifikanten Unterschiede zwischen den Verteilungen der Rendite bei den Startern und den Nicht-Startern. Die geschätzten Renditeprämien der Exportstarter aus Regressionsmodellen, in denen zusätzlich für die Anzahl der Beschäftigten (und deren Quadrat), den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung an allen Beschäftigten sowie den Industriezweig des Unternehmens (jeweils im Jahr $t-3$) kontrolliert wird, sind ebenfalls durchgängig insignifikant.

Tabelle 4: Renditeunterschiede zwischen Exportstartern und Nicht-Startern in Westdeutschland drei Jahre vor dem Start

Starter-Kohorte		2002	2003	2004
Anzahl Unternehmen	Starter	115	240	92
	Nicht-Starter	2603	2383	2154
Rendite (in Prozent): Mittelwert (Standardabweichung)	Starter	10.54	12.98	10.67
	Nicht-Starter	12.63	12.05	11.48
t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede ¹	p-value	0.066	0.333	0.544
Kolmogorow-Smirnov Test ²				
- Unterschied besteht	p-value	0.255	0.221	0.448
- Starter > Nicht-Starter	p-value	0.946	0.124	0.463
- Nicht-Starter > Starter	p-value	0.148	0.879	0.255
Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozentpunkte) ³	β	-1.654	0.963	1.190
	p-value	0.159	0.317	0.364

Quelle: Eigene Berechnungen

¹ t-Test mit Annahme ungleicher Varianzen beider Gruppen; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

² Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann, dass daher

- die Renditeverteilungen für Exportstarter und Nicht-Starter unterschiedlich sind
- die Verteilung der Rendite der Exportstarter die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter stochastisch dominiert
- die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter die Verteilung der Rendite der Starter stochastisch dominiert

³ Die Renditeprämie ist der geschätzte Regressionskoeffizient einer Dummy-Variable mit dem Wert Eins für Export-Starter und Null für Nicht-Starter aus einer OLS-Regression der Rendite auf diese Dummy-Variable bei Kontrolle für die Anzahl der Beschäftigten und den quadrierten Wert dieser Anzahl, den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung in Prozent aller Beschäftigten sowie Dummy-Variablen für die Industrie des Unternehmens (WZ-4-Steller), jeweils gemessen drei Jahre vor dem Exportstart.

Tabelle 5: Renditeunterschiede zwischen Exportstartern und Nicht-Startern in Ostdeutschland drei Jahre vor dem Start

Starter-Kohorte		2002	2003	2004
Anzahl Unternehmen	Starter	44	67	46
	Nicht-Starter	893	789	700
Rendite (in Prozent): Mittelwert (Standardabweichung)	Starter	12.76	11.32	12.32
	Nicht-Starter	13.86	12.79	12.46
t-Test auf Signifikanz der Mittelwertunterschiede ¹	p-value	0.539	0.401	0.921
Kolmogorow-Smirnov Test ²				
- Unterschied besteht	p-value	0.381	0.842	0.525
- Starter > Nicht-Starter	p-value	0.824	0.830	0.333
- Nicht-Starter > Starter	p-value	0.229	0.497	0.307
Rendite-Prämien der Exportstarter (Prozentpunkte) ³	β	-2.037	-0.126	0.055
	p-value	0.343	0.945	0.975

Quelle: Eigene Berechnungen

¹ t-Test mit Annahme ungleicher Varianzen beider Gruppen; ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Nullhypothese identischer Mittelwerte bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) abgelehnt werden kann.

² Ein p-value von 0.05 (oder kleiner) zeigt an, dass die Hypothese bei einer Irrtumswahrscheinlichkeit von 5 Prozent (oder weniger) nicht abgelehnt werden kann, dass daher

- die Renditeverteilungen für Exportstarter und Nicht-Starter unterschiedlich sind
- die Verteilung der Rendite der Exportstarter die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter stochastisch dominiert
- die Verteilung der Rendite der Nicht-Starter die Verteilung der Rendite der Starter stochastisch dominiert

³ Die Renditeprämie ist der geschätzte Regressionskoeffizient einer Dummy-Variable mit dem Wert Eins für Export-Starter und Null für Nicht-Starter aus einer OLS-Regression der Rendite auf diese Dummy-Variable bei Kontrolle für die Anzahl der Beschäftigten und den quadrierten Wert dieser Anzahl, den Anteil der Beschäftigten in Forschung und Entwicklung in Prozent aller Beschäftigten sowie Dummy-Variablen für die Industrie des Unternehmens (WZ-4-Steller), jeweils gemessen drei Jahre vor dem Exportstart.

Damit haben wir keine Hinweise darauf, dass eine Selbst-Selektion rentablerer Unternehmen auf Exportmärkte zu beobachten ist, wobei allerdings zu beachten ist, dass die Starterkohorten in jedem Jahr nur recht wenige Unternehmen umfassen, was zu einer geringen Präzision der Berechnungen beitragen kann.

Schlussfolgerungen

Die hier vorgestellten ersten Ergebnisse einer empirischen Untersuchung zu den Zusammenhängen zwischen Unternehmensrendite und Exporttätigkeit in der deutschen Industrie zeigen, dass in Westdeutschland eine höhere Rendite und eine verstärkte Exportorientierung Hand in Hand gehen, während dies in Ostdeutschland nicht der Fall ist. Eine kausale Interpretation dieser Evidenz im Sinne eines positiven Effekts der Exporte auf die Rendite westdeutscher Industrieunternehmen ist allerdings nicht zulässig. Andererseits deutet aber die fehlende Evidenz für eine Selbst-Selektion profitablerer Unternehmen in die Exporttätigkeit darauf hin, dass sich die Exporte positiv auf die Ertragslage auswirken, denn wie sollte sich der zu einem Zeitpunkt festgestellte Zusammenhang zwischen Ausfuhren und Rentabilität sonst erklären lassen?

Exporte können die Rendite eines Unternehmens aus vielen Gründen positiv beeinflussen – es kann Lerneffekte durch Kontakte mit Kunden und Wettbewerbern im Ausland geben, Skaleneffekte aufgrund des verglichen mit dem Inlandsmarkt größeren internationalen Markt können eine Rolle spielen, monopolistische firmenspezifische Vorteile lassen sich erfolgreich auch im Ausland vermarkten und dies steigert die erzielten Renten. Ob dies in westdeutschen Industrieunternehmen der Fall ist, kann mit den vorliegenden Daten allerdings nicht durch einen Vergleich der Renditeentwicklung von Exportstartern und Nicht-Startern in den Jahren nach dem Start empirisch überprüft werden. Anders als ex-ante Prämien lassen sich ex-post Prämien für Exportstarter nicht berechnen, denn die Informationen über die Rendite stammt aus den Daten der Kostenstrukturhebung, und deren Design als rotierendes Panel mit einer alle vier Jahre neuen Stichprobe bei den Unternehmen mit weniger als 500 Beschäftigten verhindert dies. Die Exportstarter der Kohorten 2002 bzw. 2003 können nicht über die sich an den Start anschließenden Jahre weiter verfolgt und mit Nicht-Startern im Hinblick auf die Entwicklung der Rentabilität beobachten werden, da entsprechende Informationen nur für die vier Jahre von 1999 bis 2002 vorliegen.

Die eingangs gestellte Frage, ob sich Exportaktivitäten positiv auf die Rendite von deutschen Industrieunternehmen auswirken, können wir damit auf der Basis der hier ausgewerteten neu verfügbaren Daten wie folgt beantworten: In Ostdeutschland nicht, in Westdeutschland höchstwahrscheinlich und in einem ökonomisch relevantem Ausmaß.

Anhangtabellen

- A.1 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland (1999 – 2004)
- A.2 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten
- A.3 Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.1 und A.2
- A.4 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Ostdeutschland (1999 – 2004)
- A.5 Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Ostdeutschland (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten
- A.6 Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.4 und A.5

Tabelle A.1: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland (1999 – 2004)

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

Exogene Variable	Modell	Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
		1	2	3	4	5	6	7	8
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	1.243 0.000				0.471 0.076			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β p		0.034 0.000	0.080 0.000	0.067 0.000		0.028 0.001	0.0049 0.766	0.0507 0.083
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p			-0.00063 0.000	-0.00018 0.643			0.00029 0.164	-0.0012 0.167
Exportanteil am Umsatz (kubik)	β p				-3.64e-6 0.246				0.000011 0.097
Anzahl Beschäftigte (Personen)	β p	0.00052 0.000	0.00047 0.000	0.00046 0.000	0.00046 0.000	-0.00002 0.924	-0.00006 0.769	-0.00004 0.831	-0.00005 0.810
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	β p	-3.40e-9 0.000	-3.08e-9 0.000	-3.02e-9 0.000	-3.01e-9 0.000	1.14e-9 0.335	1.34e-9 0.260	1.24e-9 0.293	1.28e-9 0.278
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	β p	2.646 0.064	0.541 0.708	0.492 0.733	0.503 0.727	-1.053 0.642	-1.179 0.606	-1.176 0.606	-1.189 0.602
Konstante	β P	11.038 0.000	11.258 0.000	10.933 0.000	10.973 0.000	-0.016 0.514	-0.016 0.517	-0.016 0.516	-0.016 0.516
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		80404	80404	80404	80404	80404	80404	80404	80404
R ²		0.0906	0.0921	0.0928	0.0928	0.0005	0.0029	0.0019	0.0019

Tabelle A.2: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Westdeutschland (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten¹

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

Exogene Variable	Modell	Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
		1	2	3	4	5	6	7	8
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	1.063 0.000				0.260 0.258			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β p		0.0309 0.000	0.0685 0.000	0.0639 0.000		0.0299 0.000	0.0162 0.243	0.0374 0.128
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p			-0.00052 0.000	-0.00036 0.280			0.00017 0.304	-0.0005 0.462
Exportanteil am Umsatz (kubik)	β p				-1.28e-6 0.633				5.22e-6 0.320
Anzahl Beschäftigte (Personen)	β p	0.00049 0.000	0.00045 0.000	0.00044 0.000	0.00044 0.000	-8.68e-6 0.965	-0.0006 0.758	-0.00005 0.799	-0.00005 0.786
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	β p	-3.17e-9 0.000	-2.86e-9 0.000	-2.82e-9 0.000	-2.81e-9 0.000	1.01e-9 0.363	1.29e-9 0.255	1.21e-9 0.277	1.23e-9 0.269
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	β p	5.887 0.000	3.866 0.000	3.833 0.000	3.838 0.000	1.726 0.291	1.596 0.333	1.593 0.334	1.582 0.337
Konstante	β P	11.097 0.000	11.251 0.000	10.985 0.000	10.999 0.000	-0.0026 0.902	-0.002 0.928	-0.0018 0.934	-0.0018 0.933
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		78823	78823	78823	78823	78823	78823	78823	78823
R ²		0.0981	0.0999	0.1005	0.1005	0.0009	0.0041	0.0035	0.0035

¹ Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.3: Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.1 und A.2¹

Variable	Alle Unternehmen	ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten ²
Rendite (in Prozent)	12.18 (13.59)	12.15 (11.58)
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	0.76 (0.43)	0.76 (0.43)
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	22.67 (24.75)	22.63 (24.70)
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	1126.85 (1845.43)	1122.48 (1838.29)
Exportanteil am Umsatz (kubik)	68539.49 (148242)	68130.69 (147503)
Anzahl Beschäftigte (Personen)	329.16 (2439.66)	328.44 (2441.51)
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	6060193 (2.97e+8)	6068775 (2.99e+8)
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	0.0180 (0.0488)	0.0177 (0.0479)
Anzahl Beobachtungen	80404	78823

¹ Mittelwerte; Standardabweichungen in Klammern

² Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.4: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Ostdeutschland (1999 – 2004)

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

Exogene Variable	Modell	Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
		1	2	3	4	5	6	7	8
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	-0.651 0.017				-0.491 0.335			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β p		-0.0074 0.350	-0.0503 0.009	-0.0569 0.106		0.0324 0.086	-0.091 0.018	-0.016 0.804
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p			0.00062 0.0022	0.00087 0.478			0.0017 0.003	-0.00094 0.677
Exportanteil am Umsatz (kubik)	β p				-2.01e-6 0.844				0.00002 0.264
Anzahl Beschäftigte (Personen)	β p	0.0047 0.000	0.0046 0.000	0.0047 0.000	0.0047 0.000	0.0026 0.256	0.0021 0.352	0.0020 0.383	0.0019 0.402
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	β p	-6.37e-7 0.000	-6.26e-7 0.000	-6.49e-7 0.000	-6.50e-7 0.000	-2.57e-7 0.260	-2.21e-7 0.340	-2.10e-7 0.367	-2.03e-7 0.386
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	β p	-11.620 0.000	-11.912 0.000	-11.594 0.000	-11.580 0.000	2.360 0.509	2.027 0.569	1.832 0.607	1.808 0.614
Konstante	β P	11.780 0.000	11.529 0.000	11.686 0.000	11.696 0.000	0.005 0.935	0.005 0.932	0.005 0.931	0.005 0.930
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		15157	15157	15157	15157	15157	15157	15157	15157
R ²		0.1614	0.1611	0.1616	0.1616	0.0020	0.0002	0.0008	0.0007

Tabelle A.5: Exportaktivitäten und Rendite: Regressionsschätzungen für Industrieunternehmen in Ostdeutschland (1999 – 2004) – ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten¹

Endogene Variable: Rendite (Bruttobetriebsüberschuss / Gesamtleistung; in Prozent)

Exogene Variable	Modell	Schätzungen mit gepoolten Daten				Panelschätzungen mit fixen Unternehmenseffekten			
		1	2	3	4	5	6	7	8
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	β p	-0.296 0.191				-0.658 0.095			
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	β p		-0.0056 0.321	-0.0247 0.090	-0.0408 0.143		0.0085 0.500	-0.0455 0.111	-0.0534 0.270
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	β p			0.00028 0.173	0.00088 0.337			0.00077 0.045	0.0010 0.481
Exportanteil am Umsatz (kubik)	β p				-4.99e-6 0.506				-2.30e-6 0.850
Anzahl Beschäftigte (Personen)	β p	0.0032 0.000	0.0032 0.000	0.0033 0.000	0.0033 0.000	0.0016 0.370	0.0015 0.422	0.0014 0.437	0.0014 0.435
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	β p	-4.80e-7 0.000	-4.78e-7 0.000	-4.90e-7 0.000	-4.91e-7 0.000	-2.40e-7 0.217	-2.23e-7 0.255	-2.19e-7 0.266	-2.19e-7 0.265
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	β p	-4.427 0.017	-4.451 0.016	-4.323 0.019	-4.281 0.021	2.725 0.329	2.615 0.349	2.460 0.377	2.468 0.376
Konstante	β P	11.683 0.000	11.591 0.000	11.659 0.000	11.685 0.000	-0.0043 0.934	-0.0038 0.942	-0.0024 0.963	-0.0025 0.962
Interaktionsterme von Jahr und Wirtschaftszweig (4-Steller)		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Anzahl Beobachtungen		14864	14864	14864	14864	14864	14864	14864	14864
R ²		0.1827	0.1827	0.1828	0.1829	0.0012	0.0006	0.0007	0.0007

¹ Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Tabelle A.6: Deskriptive Statistiken für die Stichproben der Regressionsschätzungen aus den Tabellen A.4 und A.5¹

Variable	Alle Unternehmen	ohne Unternehmen mit extremen Renditewerten ²
Rendite (in Prozent)	11.75 (14.10)	11.82 (11.57)
Exporteur (Dummy; 1 = ja)	0.55 (0.50)	0.55 (0.50)
Exportanteil am Umsatz (in Prozent)	12.92 (20.95)	12.80 (20.79)
Exportanteil am Umsatz (quadriert)	605.94 (1482.18)	595.86 (1459.98)
Exportanteil am Umsatz (kubik)	36805.82 (119278)	35940.73 (116729)
Anzahl Beschäftigte (Personen)	152.78 (414.51)	152.58 (415.09)
Anzahl Beschäftigte (quadriert)	195151.9 (2520371)	195570.6 (2542283)
Anteil Beschäftigte in FuE an allen Beschäftigten	0.0228 (0.061)	0.0225 (0.061)
Anzahl Beobachtungen	15157	14864

¹ Mittelwerte; Standardabweichungen in Klammern

² Die Unternehmen mit den jeweils 1 Prozent niedrigsten und höchsten Renditewerten wurden aus den Berechnungen ausgeschlossen

Working Paper Series in Economics

(see www.leuphana.de/vwl/papers for a complete list)

- No.93: *Claus Schnabel & Joachim Wagner*: The aging of the unions in West Germany, 1980-2006, August 2008
- No.92: *Alexander Vogel and Stefan Dittrich*: The German turnover tax statistics panels, August 2008
[forthcoming in: Schmollers Jahrbuch 128 (2008)]
- No.91: *Nils Braakmann*: Crime does pay (at least when it's violent!) – On the compensating wage differentials of high regional crime levels, July 2008
- No.90: *Nils Braakmann*: Fields of training, plant characteristics and the gender wage gap in entry wages among skilled workers – Evidence from German administrative data, July 2008
- No.89: *Alexander Vogel*: Exports productivity in the German business services sector: First evidence from the Turnover Tax Statistics panel, July 2008
- No.88: *Joachim Wagner*: Improvements and future challenges for the research infrastructure in the field *Firm Level Data*, June 2008
- No.87: *Markus Groth*: A review of the German mandatory deposit for one-way drinks packaging and drinks packaging taxes in Europe, June 2008
- No.86: *Heike Wetzel*: European railway deregulation. The influence of regulatory and environmental conditions on efficiency, May 2008
- No.85: *Nils Braakmann*: Non scholae, sed vitae discimus! - The importance of fields of study for the gender wage gap among German university graduates during market entry and the first years of their careers, May 2008
- No.84: *Markus Groth*: Private ex-ante transaction costs for repeated biodiversity conservation auctions: A case study, May 2008
- No.83: *Jan Kranich*: R&D and the agglomeration of industries, April 2008
- No.82: *Alexander Vogel*: Zur Exporttätigkeit unternehmensnaher Dienstleister in Niedersachsen - Erste Ergebnisse zu Export und Produktivität auf Basis des Umsatzsteuerstatistikpanels, April 2008
- No.81: *Joachim Wagner*: Exporte und Firmenerfolg: Welche Firmen profitieren wie vom internationalen Handel?, März 2008
- No.80: *Stefan Baumgärtner*: Managing increasing environmental risks through agro-biodiversity and agri-environmental policies, March 2008
- No.79: *Thomas Huth*: Die Quantitätstheorie des Geldes – Eine keynesianische Reformulierung, März 2008
- No.78: *Markus Groth*: An empirical examination of repeated auctions for biodiversity conservation contracts, March 2008
- No.77: *Nils Braakmann*: Intra-firm wage inequality and firm performance – First evidence from German linked employer-employee-data, February 2008
- No.76: *Markus Groth*: Perspektiven der Nutzung von Methanhydraten als Energieträger – Eine Bestandsaufnahme, Februar 2008

- No.75: *Stefan Baumgärtner, Christian Becker, Karin Frank, Birgit Müller & Christian Quaas*: Relating the philosophy and practice of ecological economics. The role of concepts, models, and case studies in inter- and transdisciplinary sustainability research, January 2008
[forthcoming in: Ecological Economics]
- No.74: *Thorsten Schank, Claus Schnabel & Joachim Wagner*: Higher wages in exporting firms: Self-selection, export effect, or both? First evidence from German linked employer-employee data, January 2008
- No.73: *Institut für Volkswirtschaftslehre*: Forschungsbericht 2007, Januar 2008
- No.72: *Christian Growitsch and Heike Wetzel*: Testing for economies of scope in European railways: An efficiency analysis, December 2007
[revised version of Working Paper No. 29, forthcoming in: Journal of Transport Economics and Policy]
- No.71: *Joachim Wagner, Lena Koller and Claus Schnabel*: Sind mittelständische Betriebe der Jobmotor der deutschen Wirtschaft?, Dezember 2007
[publiziert in: Wirtschaftsdienst 88 (2008), 2, 130-135]
- No.70: *Nils Braakmann*: Islamic terror, the war on Iraq and the job prospects of Arab men in Britain: Does a country's direct involvement matter?, December 2007
- No.69: *Maik Heinemann*: E-stability and stability learning in models with asymmetric information, December 2007
- No.68: *Joachim Wagner*: Exporte und Produktivität in Industriebetrieben – Niedersachsen im interregionalen und internationalen Vergleich, Dezember 2007
- No.67: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas*: Ecological-economic viability as a criterion of strong sustainability under uncertainty, November 2007
- No.66: *Kathrin Michael*: Überbrückungsgeld und Existenzgründungszuschuss – Ergebnisse einer schriftlichen Befragung drei Jahre nach Gründungsbeginn, November 2007
- No.65: *The International Study Group on Export and Productivity*: Exports and Productivity – Comparable Evidence for 14 Countries, November 2007
- No.64: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner*: Freistellung von Betriebsräten – Eine Beschäftigungsbremse?, November 2007
[erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung, Heft 2/3 2008]
- No.63: *Anne-Kathrin Last*: The Monetary Value of Cultural Goods: A Contingent Valuation Study of the Municipal Supply of Cultural Goods in Lüneburg, Germany, October 2007
- No.62: *Thomas Wein und Heike Wetzel*: The Difficulty to Behave as a (regulated) Natural Monopolist – The Dynamics of Electricity Network Access Charges in Germany 2002 to 2005, September 2007
- No.61: *Stefan Baumgärtner und Martin F. Quaas*: Agro-biodiversity as natural insurance and the development of financial insurance markets, September 2007
[published in: A. Kontoleon, U. Pascual and M. Smale (eds.): Agrobiodiversity, conservation and economic development, Routledge, London, 293-317]
- No.60: *Stefan Bender, Joachim Wagner, Markus Zwick*: KombiFiD - Kombinierte Firmendaten für Deutschland, September 2007
- No.59: *Jan Kranich*: Too much R&D? - Vertical differentiation in a model of monopolistic competition, August 2007

- No.58: *Christian Papilloud und Ingrid Ott*: Convergence or mediation? Experts of vulnerability and the vulnerability of experts' discourses on nanotechnologies – a case study, July 2007
[published in: European Journal of Social Science Research 21 (2008), 1, 41-64]
- No.57: *Ingrid Ott und Susanne Soretz*: Governmental activity, integration and agglomeration, July 2007
[published in: ICFAI Journal of Managerial Economics 5 (2008), 2, 28-47]
- No.56: *Nils Braakmann*: Struktur und Erfolg von Ich-AG-Gründungen: Ergebnisse einer Umfrage im Arbeitsagenturbezirk Lüneburg, Juli 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Richter, J., Schöning, S. & Wetzel, H., Mittelstand 2008. Aktuelle Forschungsbeiträge zu gesellschaftlichen und finanzwirtschaftlichen Herausforderungen, Frankfurt am Main: Peter Lang, 2008]
- No.55: *Nils Braakmann*: Differences in the earnings distribution of self- and dependent employed German men – evidence from a quantile regression decomposition analysis, July 2007
- No.54: *Joachim Waagner*: Export entry, export exit, and productivity in German Manufacturing Industries, June 2007
[published in: International Journal of the Economics of Business 15 (2008), 2, 169-180]
- No.53: *Nils Braakmann*: Wirkungen der Beschäftigungspflicht schwerbehinderter Arbeitnehmer – Erkenntnisse aus der Einführung des „Gesetzes zur Bekämpfung der Arbeitslosigkeit Schwerbehinderter“, Juni 2007
[revidierte Fassung erscheint in: Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung/ Journal for Labour Market Research 41 (2008),1]
- No.52: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Regionale Spitzentechnologie auf internationalen Märkten, Juni 2007
[erscheint in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster, 2007]
- No.51: *Joachim Wagner*: Die Forschungspotenziale der Betriebspaneldaten des Monatsberichts im Verarbeitenden Gewerbe, Mai 2007
[erscheint in: AStA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv]
- No.50: *Stefan Baumgärtner, Frank Jöst und Ralph Winkler*: Optimal dynamic scale and structure of a multi-pollution economy, May 2007
[forthcoming in: Ecological Economics]
- No.49: *Helmut Fryges und Joachim Wagner*: Exports and productivity growth – First evidence from a continuous treatment approach, May 2007
[forthcoming in: Review of World Economics]
- No.48: *Ulrich Kaiser und Joachim Wagner*: Neue Möglichkeiten zur Nutzung vertraulicher amtlicher Personen- und Firmendaten, April 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik 9 (2008), 3, 329-349]
- No.47: *Joachim Wagner*: Jobmotor Mittelstand? Arbeitsplatzdynamik und Betriebsgröße in der westdeutschen Industrie, April 2007
[publiziert in: Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung, 76 (2007), 3, 76-87]
- No.46: *Christiane Clemens und Maik Heinemann*: Credit Constraints, Idiosyncratic Risks, and the Wealth Distribution in a Heterogenous Agent Model, March 2007

- No.45: *Jan Kranich*: Biotechnologie und Internationalisierung. Ergebnisse der Online-Befragung, März 2007
- No.44: *Joachim Wagner*: Entry, exit and productivity. Empirical results for German manufacturing industries, March 2007
[forthcoming in: German Economic Review]
- No.43: *Joachim Wagner*: Productivity and Size of the Export Market Evidence for West and East German Plants, 2004, March 2007
[publiziert in: Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik, 227 (2007), 4, 403-408]
- No.42: *Joachim Wagner*: Why more West than East German firms export, March 2007
- No.41: *Joachim Wagner*: Exports and Productivity in Germany, March 2007
[publiziert in: Applied Economics Quarterly 53 (2007), 4, 353-373]
- No.40: *Lena Koller, Klaus Schnabel und Joachim Wagner*: Schwellenwerte im Arbeitsrecht. Höhere Transparenz und Effizienz durch Vereinheitlichung, Februar 2007
[publiziert in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik, 8 (2007), 3, 242-255]
- No.39: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Sind ausbildende Handwerksbetriebe erfolgreicher?, Januar 2007
- No.38: *Institut für Volkswirtschaft*: Forschungsbericht 2006, Januar 2007
- No.37: *Nils Braakmann*: The impact of September 11th, 2001 on the job prospects of foreigners with Arab background – Evidence from German labor market data, January 2007
- No.36: *Jens Korunig*: Regulierung des Netzmonopolisten durch Peak-load Pricing?, Dezember 2006
- No.35: *Nils Braakmann*: Die Einführung der fachkundigen Stellungnahme bei der Ich-AG, November 2006
[erscheint in: Schulte, Reinhard: Neue Ansätze der MittelstandsForschung, Münster etc.: Lit, 2008]
- No.34: *Martin F. Quaas and Stefan Baumgärtner*: Natural vs. financial insurance in the management of public-good ecosystems, October 2006
[published in: Ecological Economics 65 (2008), 2, 397-406]
- No.33: *Stefan Baumgärtner and Martin F. Quaas*: The Private and Public Insurance Value of Conservative Biodiversity Management, October 2006
- No.32: *Ingrid Ott and Christian Papilloud*: Converging institutions. Shaping the relationships between nanotechnologies, economy and society, October 2006
[published in: Bulletin of Science, Technology & Society 2007 (27), 4, 455-466]
- No.31: *Claus Schnabel and Joachim Wagner*: The persistent decline in unionization in western and eastern Germany, 1980-2004: What can we learn from a decomposition analysis?, October 2006
[published in: Industrielle Beziehungen/The German Journal of Industrial Relations 14 (2007), 118-132]
- No.30: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Regional growth strategies: fiscal versus institutional governmental policies, September 2006
[published in: Economic Modelling 25 (1008), 605-622]
- No.29: *Christian Growitsch and Heike Wetzel*: Economies of Scope in European Railways: An Efficiency Analysis, July 2006

- No.28: *Thorsten Schank, Claus Schnabel and Joachim Wagner*: Do exporters really pay higher wages? First evidence from German linked employer-employee data, June 2006
[published in: *Journal of International Economics* 72 (2007), 1, 52-74]
- No.27: *Joachim Wagner*: Markteintritte, Marktaustritte und Produktivität
Empirische Befunde zur Dynamik in der Industrie, März 2006
[publiziert in: *ASTA – Wirtschafts- und Sozialwirtschaftliches Archiv* 1 (2007), 3, 193-203]
- No.26: *Ingrid Ott and Susanne Soretz*: Governmental activity and private capital adjustment, March 2006
[forthcoming in: *Icfai Journal of Managerial Economics*]
- No.25: *Joachim Wagner*: International Firm Activities and Innovation: Evidence from Knowledge Production Functions for German Firms, March 2006
[published in: *The Icfai Journal of Knowledge Management* VI (2008), 2, 47-62]
- No.24: *Ingrid Ott und Susanne Soretz*: Nachhaltige Entwicklung durch endogene Umweltwahrnehmung, März 2006
publiziert in: Clemens, C., Heinemann, M. & Soretz, S., *Auf allen Märkten zu Hause (Gedenkschrift für Franz Haslinger)*, Marburg: Metropolis, 2006, 233-256
- No.23: *John T. Addison, Claus Schnabel, and Joachim Wagner*: The (Parlous) State of German Unions, February 2006
[published in: *Journal of Labor Research* 28 (2007), 3-18]
- No.22: *Joachim Wagner, Thorsten Schank, Claus Schnabel, and John T. Addison*: Works Councils, Labor Productivity and Plant Heterogeneity: First Evidence from Quantile Regressions, February 2006
[published in: *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik* 226 (2006), 505 - 518]
- No.21: *Corinna Bunk*: Betriebliche Mitbestimmung vier Jahre nach der Reform des BetrVG: Ergebnisse der 2. Befragung der Mitglieder des Arbeitgeberverbandes Lüneburg Nordostniedersachsen, Februar 2006
- No.20: *Jan Kranich*: The Strength of Vertical Linkages, July 2006
- No.19: *Jan Kranich und Ingrid Ott*: Geographische Restrukturierung internationaler Wertschöpfungsketten – Standortentscheidungen von KMU aus regionalökonomischer Perspektive, Februar 2006
[publiziert in: Merz, J. und Schulte, R. (Hrsg.): *Fortschritte in der MittelstandsForschung*, Münster, 2006, 113-129]
- No.18: *Thomas Wein und Wiebke B. Röber*: Handwerksreform 2004 – Rückwirkungen auf das Ausbildungsverhalten Lüneburger Handwerksbetriebe?, Februar 2006
- No.17: *Wiebke B. Röber und Thomas Wein*: Mehr Wettbewerb im Handwerk durch die Handwerksreform?, Februar 2006
- No.16: *Joachim Wagner*: Politikrelevante Folgerungen aus Analysen mit wirtschaftsstatistischen Einzeldaten der Amtlichen Statistik, Februar 2006
[publiziert in: *Schmollers Jahrbuch* 126 (2006) 359-374]

- No.15: *Joachim Wagner: Firmenalter und Firmenperformance*
Empirische Befunde zu Unterschieden zwischen jungen und alten Firmen
in Deutschland, September 2005
[publiziert in: Lutz Bellmann und Joachim Wagner (Hrsg.), Betriebsdemographie
(Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung, Band 305), Nürnberg: IAB der BA,
83-111]
- No.14: *Joachim Wagner: German Works Councils and Productivity:*
First Evidence from a Nonparametric Test, September 2005
[published in: Applied Economics Letters 15 (2008), 727-730]
- No.13: *Lena Koller, Claus Schnabel und Joachim Wagner: Arbeitsrechtliche Schwellenwerte und betriebliche Arbeitsplatzdynamik: Eine empirische Untersuchung am Beispiel des Schwerbehindertengesetzes*, August 2005
[publiziert in: Zeitschrift für ArbeitsmarktForschung/ Journal for Labour Market Research 39 (2006), 181-199]
- No.12: *Claus Schnabel and Joachim Wagner: Who are the workers who never joined a union?*
Empirical evidence from Germany, July 2005
[published in: Industrielle Beziehungen/ The German Journal of Industrial Relations 13 (2006), 118-131]
- No.11: *Joachim Wagner: Exporte und Produktivität in mittelständischen Betrieben*
Befunde aus der niedersächsischen Industrie (1995 – 2004), June 2005
[publiziert in: Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Statistische Berichte
Niedersachsen, Sonderausgabe: Tagung der NLS am 9. März 2006, Globalisierung und regionale Wirtschaftsentwicklung - Datenlage und Datenbedarf in Niedersachsen.
Hannover, Niedersächsisches Landesamt für Statistik, Juli 2006, 18 – 29]
- No.10: *Joachim Wagner: Der Noth gehorchend, nicht dem eignen Trieb.*
Nascent Necessity and Opportunity Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), May 2005
[published in: RWI: Mitteilungen. Quarterly 54/ 55 (2003/04), 287-303
{published June 2006}]
- No. 9: *Gabriel Desgranges and Maik Heinemann: Strongly Rational Expectations Equilibria with Endogenous Acquisition of Information*, March 2005
- No. 8: *Joachim Wagner: Exports, Foreign Direct Investment, and Productivity: Evidence from German Firm Level Data*, March 2005
[published in: Applied Economics Letters 13 (2006), 347-349]
- No. 7: *Thomas Wein: Associations' Agreement and the Interest of the Network Suppliers – The Strategic Use of Structural Features*, March 2005
- No. 6: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: On the Effects of Redistribution on Growth and Entrepreneurial Risk-Taking*, March 2005
- No. 5: *Christiane Clemens and Maik Heinemann: Endogenous Redistributive Cycles – An overlapping Generations Approach to Social Conflict and Cyclical Growth*, March 2005
- No. 4: *Joachim Wagner: Exports and Productivity: A Survey of the Evidence from Firm Level Data*, March 2005
[published in: The World Economy 30 (2007), 1, 60-82]

- No. 3: *Thomas Wein and Reimund Schwarze*: Is the Market Classification of Risk Always Efficient? - Evidence from German Third Party Motor Insurance, March 2005
- No. 2: *Ingrid Ott and Stephen J. Turnovsky*: Excludable and Non-Excludable Public Inputs: Consequences for Economic Growth, June 2005 (Revised version)
[published in: *Economica* 73 (2006), 292, 725-742
also published as CESifo Working Paper 1423]
- No. 1: *Joachim Wagner*: Nascent and Infant Entrepreneurs in Germany.
Evidence from the Regional Entrepreneurship Monitor (REM), March 2005
[erschienen in: Joachim Merz, Reinhard Schulte (Hrsg.), *Neue Ansätze der MittelstandsForschung*, Berlin: Lit Verlag 2008, S.395-411]

Leuphana Universität Lüneburg
Institut für Volkswirtschaftslehre
Postfach 2440
D-21314 Lüneburg
Tel.: ++49 4131 677 2321
email: brodt@leuphana.de
www.leuphana.de/vwl/papers